

JOHANNA KAUSTO
erikoistutkija
Työterveyslaitos

KAISA REUNA
erityisasiantuntija
Työterveyslaitos

JAANA I. HALONEN
johtava tutkija,
tutkimusohjelmajohtaja
Terveyden ja hyvinvoinnin laitos ja
Stockholm Universitet,
Stressforskningsinstitutet

TUULA OKSANEN
professori
Itä-Suomen yliopisto

LEENA KAILA-KANGAS
erikoistutkija
Työterveyslaitos

MIKA KIVIMÄKI
professori
Työterveyslaitos ja
Helsingin yliopisto,
lääketieteellinen tiedekunta,
kansanterveystieteen osasto ja
University College London,
Department of Epidemiology and
Public Health

JENNI ERVASTI
vanhempi tutkija
Työterveyslaitos

KIRJALLISUUTTA

- Toikkanen U. Sairauslomien lyhenivät TYKS:ssä. *Suom Lääkäril* 2018;73:968–70.
- Sumanen H, Piha K, Pohjonen T, Lahelma E, Pietiläinen O, Rahkonen O. Helsingin kaupungin henkilöstön sairauspoissaolot 2002–2016. *Suom Lääkäril* 2018;73:438–44.
- Pesonen S, Halonen JI, Liira J. Omailmoitus – tutkimus sairauspoissaolojen omailmoituksen käyttöön otosta ja vaikutuksista. Helsinki: Työterveyslaitos 2016.
- Kausto J, Verbeek JH, Ruotsalainen JH, Halonen JI, Virta LJ, Kankaanpää E. Self-certification versus physician certification of sick leave for reducing sickness absence and associated costs. *Cochrane Database Syst Rev* 2019;CD013098. DOI: 10.1002/14651858.CD013098.pub2



VERTAISARVIOITU
KOLLEGIAALTI GRANSKAD
PEER-REVIEWED
www.tsv.fi/tunnus

Omailmoitusjakson pidentämisen yhteys kuntatyöntekijöiden sairauspoissaoloihin

LÄHTÖKOHDAT Sairauspoissaolojen omailmoituskäytännön oletetaan vähentävän sairauspoissaolojen määrää ja kestoja, mutta aihetta on tutkittu vähän.

MENETELMÄT Analysoimme Kuntasektorin henkilöstön seurantatutkimuksessa kerättyä rekisteri- ja kyselyaineistoa luonnollisessa koeasetelmassa. Koeryhmään kuuluivat kunnat, joissa omailmoitusjaksoa pidennettiin 1–3 päivästä 1–5 päivään vuonna 2015 (tutkittavia n = 19 711). Verrokkikunnissa (tutkittavia n = 15 698) jatkettiin 1–3 päivän omailmoitusjakson käytäntöä seuranta-ajan vuosina 2013–2017. Sovelsimme ns. difference-in-differences-menetelmää ja GEE-mallinnusta, jolloin voitiin huomioida myös ei-havaitut erot tutkimusryhmien välillä sekä havaintojen mahdollinen keskinäinen riippuvuus. Analyseissä vakioitiin tutkittavien ikä, sukupuoli, ammattiryhmä, työsuhteen luonne sekä sensitiivisyysanalyseissä myös pitkäaikaissairaudet sekä terveystietäytyminen.

TULOKSET Sekä koe- että verrokkiryhmässä sairauspoissaolojen riski kasvoi 2–15 %, kun verrattiin niiden määriä ja kestoja vuosina 2016–2017 vuosiin 2013–2014. Sairauspoissaolojen kehityksessä ei ollut eroa 1–3 päivän ja 1–5 päivän omailmoitusjaksoa soveltaneiden kuntien välillä.

PÄÄTELMÄT Sairauspoissaolojen omailmoitusjakson pidentäminen ei ollut yhteydessä tutkimuskunnissa sairauspoissaolopäivien tai -kertojen määrään. Omailmoitusjakson pidentämisen kustannusvaikutuksia tulisi selvittää jatkotutkimuksissa.

Sairauspoissaolojen omailmoituksella tarkoitetaan sairauspoissaolon ensimmäisiä päiviä, jolloin työnantaja ei edellytä lääkärintodistusta työkyvyttömyydestä, vaan työntekijä ilmoittaa sairastumisestaan esimiehelleen. Omailmoituskäytäntö on yleistynyt Suomessa etenkin kunta-työpaikoilla, mutta täsmällistä tietoa sen yleisyydestä ei ole (1).

Aikaisemman tutkimuksen (2) perusteella omailmoitukseen perustuvat sairauspoissaolot ovat yleisimpiä alle 30-vuotiailla naisilla. Omailmoitusjärjestelmään siirtymisen tai käytäntöä koskevien muutosten vaikutuksia työntekijöiden sairauspoissaoloihin on tutkittu hyvin vähän. Oletuksena on, että omailmoituskäytäntö vähentää sairauspoissaolopäiviä ja vapauttaa työterveydenhuollon resursseja (3).

Vastikään ilmestyneessä systemaattisessa katsauksessa löydettiin viisi alkuperäistutkimusta, joiden tulokset olivat osin keskenään ristiriitaisia (4). Ruotsalaisessa tutkimuksessa (5,6) omailmoitusjakson pidentäminen viikosta kahdeksan viikkoon pidentäsi sairauspoissaolojen kes-

kimääräistä pituutta jonkin verran, mutta ei vaikuttanut sairauspoissaolokertojen lukumäärään.

Norjalaisessa tutkimuksessa (7) omailmoitusjakson pidentäminen peräti yhteen vuoteen ei vaikuttanut sairauspoissaolojen keston tai määrään. Tutkimusten puutteellisen laadun vuoksi tulokset arvioitiin katsauksessa epävarmoiksi (4).

Tässä tutkimuksessa selvitimme omailmoitusjakson pidentämisen yhteyttä sairauspoissaolojen määrään ja keston kuntasektorin työntekijöillä Suomessa.

Aineisto ja menetelmät

Aineisto koostui Kuntasektorin henkilöstön seurantatutkimukseen (8) osallistuvien seitsemän kunnan työntekijöistä. Kyseessä oli luonnollinen koeasetelma, jossa sairauspoissaolojen omailmoitusjakson pidentämisen 1–3 päivästä 1–5 päivään toteuttivat vuonna 2015 kaksi tutkimukseen osallistunutta kuntaa sekä yhden kunnan sosiaaliala ja terveystoimi (koeryhmä).

TAULUKKO 1.

Tutkittavien taustatiedot koe- ja verrokkiryhmässä, n (%)

	Koeryhmä, n = 19 711	Verrokkiryhmä, n = 15 698	Ryhmiä välinen ero, p-arvo
Miehet	3 886 (19,71)	5 096 (32,46)	
Naiset	15 825 (80,29)	10 602 (67,54)	< 0,001
Ikä, ka (SD)	46,01 (9,29)	46,02 (9,22)	0,97
Ammattiryhmä			
Johtajat, asiantuntijat	6 940 (35,45)	7 311 (49,35)	
Toimisto ja (asiakas)palvelutyöntekijät	5 158 (26,35)	3 700 (24,98)	
Rakennus- ja korjaustyöntekijät	6 947 (35,49)	3 322 (22,42)	
Muut	531 (2,71)	481 (3,25)	< 0,001
Työsuhte			
Vakituisen	17 150 (87,01)	13 594 (86,60)	
Määräaikainen	2 437 (12,36)	1 767 (11,26)	
Muu	124 (0,63)	337 (2,14)	< 0,001
Kunta			
A	4 848 (24,60)		
B	6 626 (33,61)		
C (sosiaaliala ja terveystoimi)	8 237 (41,79)		
C (muut toimialat)		7 591 (48,36)	
D		1 965 (12,52)	
E		655 (4,17)	
F		5 487 (34,95)	

ka = keskiarvo, SD = keskihajonta

- Hesseliuss P, Johansson P, Larsson L. Monitoring sickness insurance claimants: evidence from a social experiment. Upsala: IFAU – Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy 2005. Working Paper Series 2005:15.
- Hesseliuss P, Johansson P, Vikström J. Social behaviour in work absence. Scand J Econ 2013;115:995–1019.
- Torsvik G, Vaage K. Gatekeeping versus monitoring: evidence from a case with extended self-reporting of sickness absence. Munich: CESifo Group 2014. SESifo Working paper Series 5113.
- Kivimäki M, Lawlor DA, Davey Smith G ym. Socioeconomic position, co-occurrence of behavior-related risk factors, and coronary heart disease: the Finnish Public Sector study. Am J Public Health 2007;97:874–9.
- Ammattiluokitus 2001. Helsinki: Tilastokeskus 2001. www.tilastokeskus.fi

Verrokkiryhmän muodostivat neljän tutkimukseen osallistuvan kunnan tai kunnan toimialojen henkilöstö, joilla oli käytössä 1–3 päivän omailmoitusjakso koko tutkimusajan. Helsingin ja Uudenmaan sairaanhoitopiirin eettinen toimikunta ja Työterveyslaitoksen eettinen työryhmä ovat hyväksyneet tutkimuksen.

Tutkimukseen otettiin mukaan työntekijät, jotka olivat 18–65-vuotiaita seurannan alussa vuonna 2013 ja jotka olivat töissä tutkimuskunnissa vuosina 2013–2015 ja 2016–2017, vähintään 9,3 kk jokaisena seurantavuotena. Analyysit rajattiin niihin työntekijöihin, joiden tutkimusryhmä pysyi samana koko seuranta-ajan (n = 35 409). Koeryhmän muodosti 19 711 työntekijää, ja verrokkiryhmään kuului 15 698 työntekijää.

Tutkittavien taustatiedot poimittiin vuodelta 2013. Sairauspoissaoloja koskevat rekisteritiedot poimittiin vuosilta 2013 ja 2014 sekä vuosilta 2016 ja 2017. Vuosi 2015 oli tutkimusasetel-

massa ns. wash-out-vuosi, jonka ajalta ei poimittu tietoja tulosmuutujista.

Tulosmuutujat olivat: sairauspoissaolopäivien vuosittainen lukumäärä (kaikki sairauspoissaolot), lyhyistä sairauspoissaoloista kertynyt sairauspoissaolopäivien vuosittainen lukumäärä (sairauspoissaolot, joiden kesto oli enintään 10 päivää), sairauspoissaolokertojen vuosittainen lukumäärä (kaikki sairauspoissaolot), lyhyiden sairauspoissaolokertojen vuosittainen lukumäärä (sairauspoissaolot, joiden kesto oli enintään 10 päivää) ja lyhyiden (enintään 10 päivää kestäneiden) sairauspoissaolojen keskipituus.

Työnantajilta saatiin tieto tutkittavien sukupuolesta (mies, nainen), iästä (jatkuva muuttuja), ammattiryhmästä (johtajat ja asiantuntijat, toimisto- ja (asiakas-)palvelutyöntekijät, rakennus- ja korjaustyöntekijät, muut) (9) ja työsuhteen luonteesta (vakituinen, määräaikainen, muu).

Pitkäaikaissairauksia mitattiin tutkittavilla vuonna 2011 voimassa olleilla Kelan erityiskorvausoikeuksilla (diabetesta, nivelreumaa, astmaa, keuhkoastma- ja sydäntautia tai sepelvaltimotautia koskien) ja Syöpärekisterin syöpädiagnooseilla vuosilta 2006–2016. Terveyskäyttäytymiseen liittyvät tiedot saatiin kyselytutkimuksista vuosilta 2014 ja 2016: tupakointi (ei/kyllä), alkoholin viikoittainen käyttö (g/vko) sekä vapaa-ajan liikunta (MET-tunnit/pv, MET = metabolinen ekvivalentti) (10).

Tilastolliset analyysit

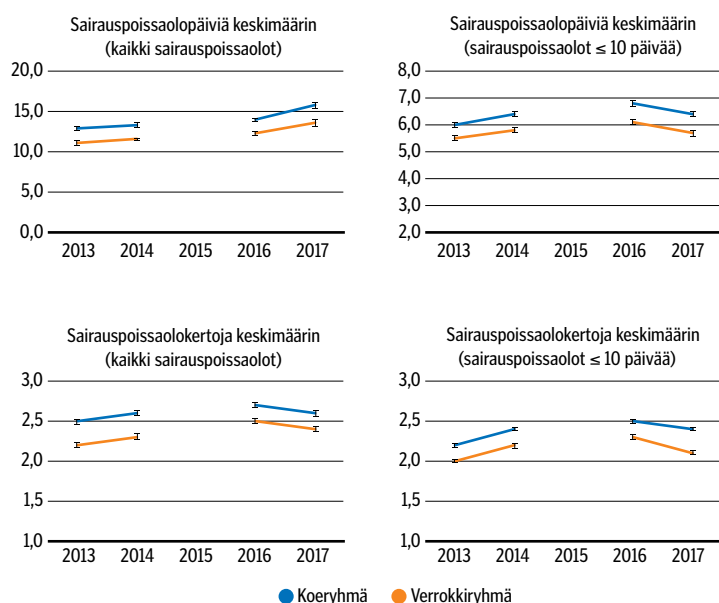
Tutkittavien taustatietojen jakaumia tarkasteltiin tutkimusryhmän mukaan. Omailmoitusjakson pidentämisen yhteyttä sairauspoissaoloihin selvitettiin analysoimalla tutkimusryhmien sisäisen (ennen/jälkeen) muutoksen erotusta (ns. difference-in-differences (DID) -analyysi).

DID-analyysin oletetaan huomioivan tutkittaviin yhteyksiin vaikuttavat ei-mitattavat, yksilötason tekijät ja koe- ja verrokkiryhmiin vaikuttavat yhteiset yleiset kehityssuunnat. Oletuksena kuitenkin on, että vastemuuttujien kehityssuunta on tutkituissa ryhmissä samankaltainen ennen interventiota, ja että interventioon liittyvät muutokset (intervention aikaiset tai sen jälkeen tapahtuneet) tapahtumat vaikuttavat koe- ja verrokkiryhmään samalla tavalla (11,12).

Analyysissä käytettiin generalized estimation equation- eli GEE-mallinnusta (vaihdeettavalla korrelaatiorakenteella), joka ottaa huomioon havaintojen mahdollisen keskinäisen riippu-

KUVIO 1.

Muutokset sairauspoissaolopäivien ja -kertojen määrissä koe- ja verrokkiryhmissä



Tulosmuuttujien vakioimattomat keskiarvot (95 % LV) vuoden ja tutkimusryhmän mukaan.

- 10 Lahti J, Lallukka T, Lahelma E, Rahkonen O. Leisure-time physical activity and psychotropic medication: a prospective cohort study. *Prev Med* 2013;57:173–7.
- 11 Craig P, Cooper C, Gunnell D ym. Using natural experiments to evaluate population health interventions. *J Epidemiol Community Health* 2012;66:1182–6.

vuuden. Malleissa vakioitiin sukupuoli, ikä, ammattiryhmä sekä työsuhteen luonne. Malleihin lisättiin tutkimusryhmän ja ajan väliset yhdysvaikutustermit. Vastemuuttujien keskiarvojen kehityssuuntien yhdenmukaisuutta testattiin lisäämällä malleihin yhdysvaikutustermit (aika ennen interventiota x ryhmä) (12).

Omailmoituskäytäntö on yleistynyt Suomessa.

- 12 Dimick JB, Ryan AM. Methods for evaluating changes in health care policy: The difference-in-differences approach. *JAMA* 2014;312:2401–2. 14.
- 13 Työolobarometri 2018. Työ- ja elinkeinoministeriön julkaisu 51/2019. Helsinki: Työ- ja elinkeinoministeriö 2019. www.urn.fi/URN:ISBN:978-952-327-454-9

Herkkyysanalyyseissä huomioitiin lisäksi tutkittavien pitkäaikaissairaudet vuonna 2011 sekä terveystietojen liittyviä tekijöitä. Analyysit myös rajattiin niihin tutkittaviin, joilla oli vuonna 2013 eniten enintään 10 päivää kestäneitä sairauspoissaolokertoja (jakauman ylin kvartiili). Analyysit tehtiin myös erikseen naisille ja miehille, eri ammattiryhmille, nuorten (< 30-vuotiaiden) naisten ryhmässä sekä niin, että tulosmuuttujina olivat enintään kolme tai viisi päivää kestäneet sairauspoissaolot.

Analyysiin käytettiin SAS-tilasto-ohjelmiston versiota 9.4 (SAS Institute, Cary, NC).

Tulokset

Koeryhmässä naisten, toimisto- ja (asiakas) palvelutyöntekijöiden sekä rakennus- ja korjaustyöntekijöiden osuus oli suurempi kuin verrokkiryhmässä (taulukko 1). Pitkäaikaissairaudet olivat hieman yleisempiä koe- kuin verrokkiryhmässä ($p < 0,001$). Tupakkoinnissa ei ollut eroa tutkimusryhmien välillä. Koeryhmän tutkittavat käyttivät hieman vähemmän alkoholia ja liikkuvat hieman enemmän kuin verrokkiryhmä ($p < 0,001$).

Kuvio 1 kuvaa tulosmuuttujien vuosittaisia vakioimattomia keskiarvoja (95 %:n LV) koe- ja verrokkiryhmässä. Kaikkien sairauspoissaolopäivien lukumäärän vuosittainen keskiarvo vaihteli seuranta-aikana koeryhmässä noin 13:sta 16 päivään ja verrokkiryhmässä noin 11:stä 14 päivään.

DID-analyysin oletus vastemuuttujien yhdenmukaisista kehityssuunnista ennen vuotta 2015 testattiin. Vasteen ”lyhyiden (enintään 10 päivää kestäneiden) sairauspoissaolojen keskipituus” kohdalla oletus ei täytynyt ja tämä tulosmuuttuja jätettiin pois jatkotarkasteluista. Muiden vastemuuttujien keskiarvojen kehityssuuntien yhdenmukaisuutta testaavat yhdysvaikutustermit olivat ei-merkitseviä ($p > 0,05$).

Taulukossa 2 esitetään GEE-mallinnuksien tulokset. Sekä koe- että verrokkiryhmässä niin lyhyiden kuin kaikkien sairauspoissaolojen riski kasvoi 2–15 %, kun verrattiin intervention jälkeistä ajanjaksoa (vuodet 2016–2017) sitä edeltäneeseen ajanjaksoon (2013–2014). Sairauspoissaolojen kehityksessä ei ollut eroa tutkimusryhmien välillä. Tästä kertovat taulukossa esitetyt tutkimusryhmän ja seuranta-ajan väliset yhdysvaikutustermit.

Herkkyysanalyyseissä malleihin lisättiin selittäviksi tekijöiksi tieto tutkittavien pitkäaikaissairauksista sekä tiedot terveystietojen käyttäytymisestä. Tällöin kasvu sairauspoissaolojen riskissä vaihteli tulosmuuttujasta ja tutkimusryhmästä riippuen 3–10 %, mutta erot muutoksissa tutkimusryhmien välillä eivät olleet tilastollisesti merkitseviä tutkimusryhmän ja seuranta-ajan välisen yhdysvaikutustermin perusteella.

Kun analyysit rajattiin niihin tutkittaviin ($n = 11\,615$), joilla oli lähtötilanteessa vuonna 2013 vähintään kolme lyhyttä (kesto enintään 10 päi-



TAULUKKO 2.

Sairauspoissaolopäivät ja -kerrat tutkimusryhmittäin ja ryhmien välinen ero

GEE-analyysi; sukupuoli, ikä, ammattiryhmä ja työsuhte vakioitu, n = 35 409.

RR = ennen/jälkeen-riskisuhde.

	Koeryhmä		Verrokkiryhmä		Yhdysvaikutustermi tutkimusryhmä × aika
	RR	95 % LV	RR	95 % LV	
Sairauspoissaolopäivien vuosittainen lukumäärä (kaikki sairauspoissaolot)					
2013–2014	1		1		
2016–2017	1,13	1,10–1,16	1,15	1,11–1,18	$\chi^2 = 1,61$; p = 0,66
Sairauspoissaolopäivien vuosittainen lukumäärä (lyhyet sairauspoissaolot)					
2013–2014	1		1		
2016–2017	1,09	1,08–1,11	1,09	1,07–1,10	$\chi^2 = 2,89$; p = 0,41
Sairauspoissaolokertojen vuosittainen lukumäärä (kaikki sairauspoissaolot)					
2013–2014	1		1		
2016–2017	1,10	1,09–1,11	1,10	1,09–1,12	$\chi^2 = 2,96$; p = 0,40
Sairauspoissaolokertojen vuosittainen lukumäärä (lyhyet sairauspoissaolot)					
2013–2014	1		1		
2016–2017	1,10	1,10–1,12	1,10	1,09–1,12	$\chi^2 = 2,72$; p = 0,44

vää) sairauspoissaolokertaa (sairauspoissaolokertojen ylin kvartiili), havaittiin että sairauspoissaolojen riski tutkimusryhmissä joko kasvoi (5 ja 8 %) (kun tulosmuuttujana kaikki sairauspoissaolopäivät) tai pieneni 5–10 % (muut tulosmuuttujat). Tutkimusryhmän ja seurantaajan välillä ei ollut yhdysvaikutusta.

Käytännön oletetaan vapauttavan työterveydenhuollon resursseja.

Sairauspoissaolojen kehityksessä ei myöskään ollut eroja koe- ja verrokkiryhmän välillä, kun analyysit tehtiin erikseen naisten ja miesten ryhmissä sekä eri ammattiryhmissä, rajattiin alle 30-vuotiaiden naisten ryhmään tai kun tulosmuuttujina olivat sairauspoissaolot, joiden kesto oli enintään kolme tai viisi päivää.

Pohdinta

Noin kaksi kolmesta suomalaisesta palkansaajasta on vuosittain poissa työstään oman sairautensa vuoksi. Palkansaajilla oli vuonna 2018 keskimäärin 13 sairauspoissaolopäivää. Lyhyet 1–5

työpäivän mittaiset sairauspoissaolot olivat yleisimpiä. Julkisella sektorilla työskentelevillä sairauspoissaolot ovat hieman yleisempiä kuin yksityisen sektorin puolella (13).

Tässä tutkimuksessa selvitettiin omailmoituskäytännön laajentamisen (1–3 päivästä 1–5 päivään) yhteyttä kuntasektorin työntekijöiden sairauspoissaoloihin. Omailmoitusjakson pidentäminen koeryhmän kunnissa ei ollut yhteydessä näiden kuntien työntekijöiden sairauspoissaolopäivien tai -kertojen määrään verrattuna verrokkikuntiin, joissa omailmoitusjakso pysyi 1–3 päivässä. Sairauspoissaolot eivät siis vähentyneet, mutta toisaalta eivät myöskään lisääntyneet.

Johtopäätökset pysyivät samoina senkin jälkeen, kun herkkyyksianalyysissä vakioitiin lisäksi tutkittavien pitkäaikaissairaudet ja terveyskäyttäytymiseen liittyviä tekijöitä sekä kun rajattiin tarkastelut niihin tutkittaviin, joilla lähtötilanteessa oli eniten lyhyitä sairauspoissaoloja.

Aikaisemmassa tutkimuksessa (2) havaittiin, että omalla ilmoituksella pidettyjä sairauspoissaolopäiviä oli eniten alle 30-vuotiailla naisilla. Myöskään tässä ryhmässä emme havainneet eroja koe- ja verrokkiryhmän välillä. Omailmoitusjakson pidentämisellä ei myöskään ollut vaikutusta enintään kolme tai viisi päivää kestäneistä sairauspoissaoloista kertyneiden poissaolopäivien määrään.

Tieto sairauspoissaolojen omailmoituskäytännön vaikutuksista sairauspoissaoloihin on ollut puutteellista. Kahdessa systemaattiseen Cochrane-katsaukseen (4) mukaan otetussa tutkimuksessa selvitettiin omailmoitusjakson pidentämisen vaikutuksia. Ruotsissa tehdyssä koekellisessä tutkimuksessa (5,6) omailmoitusjakson pidentäminen viikosta kahteen viikkoon lisäsi sairauspoissaolojen kestoa, mutta ei vaikuttanut niiden lukumäärään. Norjalaisessa tutkimuksessa (7) omailmoitusjaksoa pidennettiin 365 päivään, eikä interventio vaikuttanut sairauspoissaolojen kestoon tai lukumäärään.

Tässä tutkimuksessa omailmoitusjaksoa pidennettiin enintään kaksi päivää. Saadut tulokset ovat osittain yhteneviä Ruotsissa ja Norjassa saatujen tulosten kanssa. On tietenkin huomattava, että eri maiden tulokset eivät ole aivan suoraan vertailukelpoisia sosiaaliturva- ja muiden järjestelmien erojen takia. Lisäksi interventioilla saattaisi olla vaikutuksia sairauspoissaoloihin tilanteessa, jossa omailmoitus-

SIDONNAISUUDET

Kirjoittajien ilmoittama käsikirjoitukseen liittyvä rahoitus: Työsuojelurahasto, 118066. Mika Kivimäki: Apurahat (Työsuojelurahasto, Suomen Akademia, NordForsk, UK Medical Research Council, US National Institutes of Health).

jakso otetaan käyttöön ensimmäistä kertaa ja sitä verrataan lääkärintodistuskäytäntöön.

Tässä tutkimuksessa on joitakin rajoituksia ja vahvuuksia, jotka tulee ottaa huomioon. Meillä oli käytössä laaja kunta-alan työntekijöitä koskeva seuranta-aineisto. Tulokset voidaan yleistää koskemaan kunta-alan työntekijöitä, mutta yleistettävyys muille sektoreille voi olla heikompa. Yksityiskohtaisempi tarkastelu eri työntekijäryhmissä on jatkotutkimuksissa tarpeen, koska omailmoitusjakson pidentämisen vaikutukset voivat vaihdella erityyppisissä töissä.

Tutkimuksen vahvuutena oli, että analysoimme tutkimuksessa pääosin rekistereistä saatuja tietoja, joita pidetään sairauspoissaolojen osalta luotettavina. Lisäksi kyseessä oli ns. luonnollinen koeasetelma, missä tutkijat eivät vaikuta intervention toteutumiseen.

Tulokset voidaan yleistää koskemaan kunta-alan työntekijöitä.

Käytimme ns. difference-in-differences-analyysiä, jolla pyritään huomioimaan ei-mitattavia yksilötason tekijöitä sekä koe- ja verrokki-ryhmiin vaikuttavia yhteisiä kehityssuuntia. Tutkimusryhmien välisiä havaittuja eroja pyrimme ottamaan huomioon vakioimalla analyysissä keskeisiä taustatekijöitä.

DID-analyysiin liittyy melko voimakkaita oletuksia, joita ei kaikkia voitu testata (11,12). Tutkimuskuntien väestö, sairastavuus ja toimintaympäristö olivat kuitenkin siinä määrin samankaltaisia, että tämä menetelmä valittiin.

Tutkimuskunnat olivat yhtä kuntaa lukuun ottamatta suuria kaupunkeja Etelä- ja Keski-

TÄMÄ TIEDETTIIN

- Sairauspoissaolojen omailmoituskäytäntö on yleistynyt Suomessa.
- Ei ole tarkkaa tietoa siitä, kuinka paljon omailmoitusta käytetään.
- Oletetaan, että käytäntö vähentää sairauspoissaoloja ja vapauttaa työterveyshuollon resursseja.

TUTKIMUS OPETTI

- Omailmoitusjakson pidentäminen kunnissa 1–3 päivää 1–5 päivään ei lisännyt eikä vähentänyt kuntatyöntekijöiden sairauspoissaolopäiviä tai -kertoja.

Suomessa. Nämä kaupungit ovat vertailukelpoisia, mitä tulee useimpien kunta-alan työntekijöiden sairauspoissaolojen hallintaan liittyviin tekijöihin, kuten työterveyshuollon käytettävissä olevien palveluihin ja resursseihin.

Tutkimuksessa ei ollut mahdollisuutta tarkastella omailmoitusjakson pidentämisen kustannusvaikutuksia, koska käytettävissä ei ollut tietoa siitä, kuinka paljon omailmoitusta tutkimuskunnissa käytettiin. Näin ollen on mahdollista, että jos lääkärikäynnit työterveyshuollossa ovat vähentyneet pidemmän omailmoitusjakson seurauksena, kustannussäästöjä on syntynyt.

Päätelmät

Omailmoituskäytännön laajentaminen 1–3 päivästä 1–5 päivään ei lisännyt eikä vähentänyt kuntatyöntekijöiden sairauspoissaolopäiviä tai -kertoja. Kustannusvaikutusten selvittäminen on tärkeä jatkotutkimuksen aihe. ●

ENGLISH SUMMARY | www.laakarilehti.fi/english

Extended self-certification period and its relation to sickness absence in the public sector

JOHANNA KAUSTO
Specialized Researcher
Finnish Institute of Occupational
Health

KAISA REUNA, JAANA I.
HALONEN, TUULA OKSANEN,
LEENA KAILA-KANGAS,
MIKA KIVIMÄKI, JENNI ERVASTI

Extended self-certification period and its relation to sickness absence in the public sector

BACKGROUND Extended self-certification of sickness absence has been promoted in Finland during the past years. It is anticipated to reduce the number of sickness absence episodes and the length of sickness absence, but there is little scientific evidence on the issue.

METHODS In this natural experiment, we analysed longitudinal register and survey data collected in the Finnish Public Sector Study during 2013–2017. In the exposed municipalities (n = 19711 participants) the self-certification period was extended from 1–3 to 1–5 days in 2015. In the reference municipalities (n = 15698 participants) the practice remained unchanged (1–3 days).

Difference-in-differences analysis with generalized estimation equation models was applied to estimate the difference in pre-post differences between the exposed and reference groups. Sex, age, occupational group, type of work contract and, in sensitivity analyses, chronic diseases and health behaviours were adjusted for.

RESULTS There was an increase of 2–15% in the risk of the number and length of sickness absence spells in both exposed and reference groups during the follow-up. No difference in differences between these groups was detected.

CONCLUSIONS Extending the self-certification period from 1–3 to 1–5 days was not associated with the length or frequency of sickness absence in the examined municipalities. Effects on the costs of health care should be examined in future studies.